

## Vérification empirique de la rationalité des anticipations de la demande par les entreprises

par C. GOURIEROUX et I. PEAUCELLE(\*)

### RESUME

Dans cet article on procède à des tests empiriques des anticipations d'évolution de la demande faites par les entreprises. On utilise pour ces tests des données de l'enquête trimestrielle sur la situation et les perspectives dans l'industrie». On vérifie la validité du schéma rationnel au niveau agrégé, en distinguant l'activité économique et la taille des entreprises et en tenant compte explicitement de l'aspect qualitatif des réponses individuelles. On étudie également les conséquences sur le test des procédures d'agrégation.

### ABSTRACT

In this paper we perform empirical tests on the expectations of demand made by the firms. We use qualitative panel data from quarterly tendency surveys in industry. We verify the validity of rational expectation hypotheses on aggregated level, according to the economic and size characteristics of the firms and taking into account explicitly the qualitative aspect of individual responses. We study particularly the aggregation problem.

\* CEPREMAP.

## SOMMAIRE - CONTENTS

LAFFARGUE, J.P. & MALGRANGE, P.	203	Rationalité des comportements et des anticipations dans les blocs réels des modèles macroéconomiques
GOURIEROUX, C. & PEAUCELLE, I.	223	Vérification empirique de la rationalité des anticipations de la demande par les entreprises
LAURENT, T. & LEGENDRE, F.	247	Spécification des processus d'ajustement et modélisation macroéconomique
MUYSKEN, J.	269	The distribution approach to the aggregation of production functions
NADAL, A. & SALAS PAEZ, C.	283	Une réflexion sur les ensembles individuels non-bornés et la démonstration de l'existence de l'équilibre général

## 1. INTRODUCTION

Les modèles existants contiennent un nombre important d'hypothèses a priori et comme le souligne E. MALINVAUD, «leur spécification fait intervenir un ensemble de présupposés théoriques, dont la validité reste contestable». Dans les modèles macroéconomiques par exemple la dynamique est souvent introduite par l'intermédiaire des anticipations de certains agrégats. Ces anticipations étant généralement non observables, il est alors nécessaire de préciser la façon dont celles-ci sont obtenus à partir des variables disponibles. Deux schémas d'anticipations sont essentiellement retenus en pratique.

Dans la forme adaptative/extrapolative, la prévision de la variable est exprimée comme une moyenne pondérée des valeurs passées de cette même variable. Une telle formulation est simple à utiliser, mais aussi assez restrictive: les autres variables du système, y compris celles corrélées avec la variable d'intérêt, sont supposées ne pas servir à la prévision.

L'hypothèse d'anticipations rationnelles introduite par MUTH (1961) consiste, elle, à supposer que la variable est prévue au mieux en utilisant toute l'information disponible. Il y a donc prise en compte pour prévoir de toutes les variables du système et utilisation optimale des relations existant entre ces variables.

Il n'est cependant pas facile de savoir dans le cadre d'un modèle donné, si l'un de ces schémas est préférable à l'autre. En effet, dans la forme réduite, qui seule est utilisable au niveau de l'estimation, les contraintes impliquées par le schéma d'anticipation sont généralement indistinguables des contraintes provenant du modèle structurel qui lie les variables endogènes aux exogènes et aux anticipations. Les tests faits à partir de modèles sont alors des tests joints sur la forme structurelle et le schéma d'anticipation.

Une autre approche cependant est envisageable. Les diverses modélisations des anticipations peuvent être directement analysées, lorsqu'on dispose de données sur les réalisations de certaines variables et sur leurs prévisions faites par les agents économiques. Cette approche directe qui nécessite l'existence de telles données d'enquête a par exemple été suivie par TURNOVSKY S., WACHTER (1972), CARLSON J. (1977), MULLINEAUX D. (1978), FRIEDMAN B. (1980), ZIMMERMANN K.F. (1984). Certains résultats des tests directs ont été analysés par LOVELL M. (1986).

Elle présente l'avantage de ne pas s'appuyer sur une formulation du fonctionnement de l'économie. Il s'agit donc en un certain sens d'une approche «sans modèle». Elle doit en revanche prendre en compte le caractère microéconomique des données et, par exemple, examiner si la façon d'anticiper dépend ou non des caractéristiques individuelles des agents.

Dans la littérature, cette approche directe a essentiellement été appliquée à l'analyse de l'inflation. Nous avons choisi ici d'étudier la formation des anticipations des entreprises concernant l'évolution de la demande. L'intérêt économique d'une telle étude est important surtout, si on se réfère comme dans ce travail, à la période 1974-1982. Durant cette période, diverses politiques spécifiques ont en effet été mises en œuvre pour assurer une reprise de la croissance et pour «gérer au mieux» le redéploiement industriel. Evaluer l'efficacité éventuelle de telles politiques nécessite de connaître la façon dont les entreprises perçoivent les modifications de leur environnement, de savoir dans quel sens elles vont réagir et avec quel délai. Une étude détaillée de leurs prévisions du débouché de leur production lié aux marchés intérieur et extérieur qu'elles pensent devoir subir... peut fournir une information utile sur leur comportement à venir.

Pour l'analyse empirique nous utilisons les données individuelles provenant des enquêtes de conjoncture de l'Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques. Elles permettent de constituer des séries de l'évolution de la demande dans les secteurs d'activités et celles des prévisions faites par les enquêtés à une période antérieure. On obtient ainsi les taux de variation de la demande réel et anticipé.

La description de l'enquête, de la façon dont sont rédigées les questions et des méthodes usuelles de traitement sont discutées dans le paragraphe 2.

Dans le paragraphe 3 nous nous intéressons aux tests usuels de l'hypothèse d'anticipations rationnelles ou de certaines de ses conséquences à partir des données de type quantitatif. Les tests dits «d'absence de biais» et «d'orthogonalité» sont menés d'abord au niveau agrégé, puis en distinguant les entreprises par secteur d'activité et taille.

Dans le paragraphe 4 nous prenons explicitement en compte l'aspect qualitatif des données des enquêtes de tendance et regardons en quoi les résultats diffèrent de ceux obtenus avec les procédures plus classiques du paragraphe 3, qui sont ici peu adaptées.

Les résultats obtenus peuvent en partie être expliqués par des problèmes d'agrégation. Certains de ces problèmes sont décrits dans le paragraphe 5: non constance dans le temps de la structure de la population, informations différenciées détenues par les agents.

## 2. LES ENQUÊTES DE CONJONCTURE DE L'INSEE

La nécessité de mieux connaître les modifications à court terme de l'économie a conduit au début des années soixante à la création d'un système d'enquêtes adaptées à l'analyse conjoncturelle. Ces enquêtes sont en France effectuées sous la responsabilité de l'INSEE, en liaison avec les autres pays de la Communauté Européenne. Elles présentent la particularité

de comporter principalement des questions relatives aux tendances: évolution récente de certaines variables et évolutions envisagées pour le futur proche. Elles sont menées auprès des ménages, des entreprises, des établissements du commerce, elles concernent les investissements, la situation de trésorerie, la concurrence étrangère... et les perspectives dans l'industrie. Elles comprennent notamment des questions relatives à la demande perçue par les entreprises et aux variables pouvant influencer sur son évolution.

Le questionnaire comporte aussi bien des renseignements de caractère microéconomique: chiffre d'affaire, évolutions réalisées et prévues de production, de prix de vente dans l'entreprise, que de caractère macroéconomique: évolution des taux de salaire horaire et des prix pour l'ensemble de l'industrie française. La formulation des questions peut induire une réponse quantitative comme: «de combien ont varié les taux de salaire horaire dans votre entreprise: ... %»; cependant, les questions sont le plus souvent écrites sous forme qualitative: «Evolution de la demande (toutes provenances)»: tendance probable au cours des 3 ou 4 prochains mois: / - \.

Cet aspect qualitatif présente un avantage certain au niveau de la collecte des données: il permet en effet aux enquêtés de répondre sans perte de temps. Il entraîne en revanche diverses difficultés au niveau du traitement statistique. Ainsi, les données qualitatives sont habituellement transformées en données quantitatives par des procédures empiriques, plus ou moins justifiées. Deux d'entre elles sont utilisées dans la suite: la constitution de table de contingence et le calcul de soldes.

Supposons par exemple que nous souhaitions comparer les réalisations et anticipations d'une même variable  $y$ . L'échantillon des enquêtés étant suivi dans le temps, ceci est réalisable en utilisant les données sur les réalisations de l'enquête  $t$  et les données sur les prévisions de  $y$ , données dans l'enquête précédente  $t-1$ . On peut alors établir un tableau à double entrée:

prévision réalisation	/	-	\	
/	$p_{+,+,t}$	$p_{+,=,t}$	$p_{+,-,t}$	$p_{+,.,t}$
-	$p_{=,+,t}$	$p_{=,=,t}$	$p_{=-,t}$	$p_{=.,t}$
\	$p_{-,+,t}$	$p_{-,,t}$	$p_{-,-,t}$	$p_{-.,t}$
	$p_{.,+,t}$	$p_{.,=,t}$	$p_{.,-,t}$	

où l'un des éléments,  $p_{+,+,t}$  par exemple, fournit la proportion d'entreprises ayant anticipé une augmentation qui s'est effectivement réalisée. Une telle table à deux dimensions est peu maniable et on préfère souvent la résumer par l'intermédiaire des soldes. Le solde  $s_t$  associé à la prévision s'obtient en calculant la différence entre la proportion de réponses positives (/) et la proportion de réponses négatives (\):

$$s_t = p_{+,+,t} - p_{-,-,t}$$

De manière similaire le solde associé à la réalisation est:

$$s_t^* = p_{+,.,t} - p_{-.,t}$$

### 3. ETUDE DU SCHEMA RATIONNEL: «DONNEES QUANTITATIVES»

#### 3.a. Le test d'«absence de biais»

Une prévision  $\hat{y}_t$  d'une variable quantitative  $y_t$  est dite rationnelle, si elle coïncide avec la meilleure prévision possible fonction de l'information  $I_{t-1}$  disponible. Généralement cette anticipation optimale est choisie égale à l'espérance conditionnelle de  $y_t$  sachant  $I_{t-1}$  et la condition de rationalité s'écrit:

$$\hat{y}_t^e = E(y_t/I_{t-1}).$$

Il résulte des propriétés usuelles de l'espérance conditionnelle que:

i) la prévision est sans biais:

$$E \hat{y}_t^e = E E(y_t/I_{t-1}) = E y_t;$$

ii) la prévision est orthogonale à l'erreur de prévision:

$$E \hat{y}_t^e (y_t - \hat{y}_t^e) = 0.$$

Il est facile en pratique de tester ces deux conséquences de l'hypothèse d'anticipations rationnelles. Considérons en effet le modèle de régression:

$y_t = \alpha + \beta \hat{y}_t^e + u_t$ , où l'erreur  $u_t$  est de moyenne nulle et est orthogonale à  $\hat{y}_t^e$ . Les coefficients de régression théorique  $\alpha$  et  $\beta$  sont définis par:

$$\beta = \frac{\text{Cov}(y_t, \hat{y}_t^e)}{V(\hat{y}_t^e)} \text{ et } \alpha = E y_t - \beta E(\hat{y}_t^e).$$

On voit que les deux conditions :

$$E y_t = E \hat{y}_t^e \quad \text{et} \quad E \hat{y}_t^e (y_t - \hat{y}_t^e) = 0$$

sont équivalentes à :  $\alpha = 0, \beta = 1$ .

Le test de Fisher de l'hypothèse nulle  $H_0 = \{\alpha=0, \beta=1\}$  effectué à partir du modèle linéaire :  $y_t = \alpha + \beta \hat{y}_t^e + u_t$ , est dans la littérature appelé «test d'absence de biais».

Insistons sur le fait que ce test concerne une conséquence de l'hypothèse d'anticipation rationnelle et non cette hypothèse elle-même.

Cependant son usage étant général, il a été appliqué dans la suite sur les observations des soldes.

### 3.b. Test à partir des soldes

Comment interpréter les conditions d'absence de biais et d'orthogonalité écrites sur les soldes ?

Les soldes sont uniquement des résumés statistiques et n'ont pas a priori d'interprétation économique directe; en particulier il n'y a aucune prévision des soldes qui soit effectuée par les agents. Cependant, il est connu que les soldes calculés sont très fortement corrélés aux variables quantitatives sous-jacentes, ici la différence  $y_t^*$  entre la demande enregistrée aux dates  $t$  et  $t-1$ . Cette forte corrélation peut être traduite au moyen d'une relation linéaire :

$$\begin{cases} s_t = a + b y_t^* & \text{(relation testée empiriquement),} \\ \hat{s}_t^e = a + b \hat{y}_t^{*e} & \text{(relation écrite par prolongement de la précédente),} \end{cases}$$

relation qui en pratique apparaît stable dans le temps. Admettant une telle relation linéaire entre soldes et variables quantitatives sous-jacentes :

$$\begin{cases} s_t = a + b y_t^* \\ \hat{s}_t^e = a + b \hat{y}_t^{*e} \end{cases}$$

nous voyons que la condition d'absence de biais sur les soldes est :

$$\begin{cases} E (s_t - \hat{s}_t^e) = 0 \\ E \hat{s}_t^e (s_t - \hat{s}_t^e) = 0 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} b E (y_t^* - \hat{y}_t^{*e}) = 0 \\ ab E (y_t^* - \hat{y}_t^{*e}) + b^2 E \hat{y}_t^{*e} (y_t^* - \hat{y}_t^{*e}) = 0 \end{cases}$$

$$\begin{cases} E (y_t^* - \hat{y}_t^{*e}) = 0 \\ E \hat{y}_t^{*e} (y_t^* - \hat{y}_t^{*e}) = 0 \end{cases}$$

Elle apparaît donc équivalente aux conditions de sans biais et d'orthogonalité écrites pour la variable quantitative sous-jacente.

Ce test dit d'«absence de biais», a été effectué pour l'ensemble des entreprises. La régression estimée de  $y_t = s_t$  sur  $\hat{y}_t^e = \hat{s}_t^e$  est :

$$y_t = -0.05 + 1.03 \hat{y}_t^e \\ (0.02) \quad (0.17)$$

La probabilité de dépasser la valeur de la statistique de FISHER est de 3 % et est très proche de la valeur limite. Ainsi l'hypothèse nulle peut être presque acceptée.

L'analyse précédente peut être affinée en prenant en compte certaines caractéristiques des entreprises comme le produit fabriqué et la taille. Ceci permettra de savoir si la rationalité subsiste à l'intérieur de chacune des sous-populations.

Les entreprises (\*) ont été classées selon la nature du produit principal. Sept activités industrielles ont été retenues et la répartition moyenne de l'échantillon entre ces activités est donnée ci-après.

Produit principal fabriqué par l'entreprise	Nombre moyen d'entreprises
Agricole et alimentaire	450
Métal	650
Chimique	840
Equipement professionnel	650
Pharmaceutique	230
Textile	350
Presse et imprimerie	150

Nous donnons ci-dessous les probabilités de dépasser la valeur de la statistique de FISHER de l'hypothèse  $\alpha = 0, \beta = 1$ . A ce niveau plus désagrégé, on distingue des différences assez marquées selon l'activité.

L'hypothèse d'anticipation rationnelle est acceptée avec un risque d'erreur de 5 %, lorsque la probabilité figurant dans le tableau dépasse cette valeur de 5 %. Ceci a lieu par exemple pour les entreprises produisant le textile ou les produits chimiques, quelles que soient leur taille, mais aussi pour les grandes entreprises métallurgiques et d'équipement professionnel.

(\*) La taille de l'échantillon est de 106.000 observations, réparties dans 30 enquêtes de 1974 à 1982.

Produit	Taille de l'entreprise	Probabilité de dépasser la valeur de la statistique de Fisher (en %)	Refus (R) ou acceptation (A) de l'hypothèse
Agricole et alimentaire	< 50	0.08	R
	50-100	0.02	R
	100-500	0.01	R
	500-1000	1.7	R
	> 1000	0.01	R
Métal	< 50	24.1	A
	50-100	4.7	R
	100-500	11.9	A
	500-1000	21.7	A
	> 1000	14.2	A
Chimique	< 50	27.7	A
	50-100	16.6	A
	100-500	66.9	A
	500-1000	12.1	A
	> 1000	35.5	A
Equipement professionnel	< 50	7.0	A
	50-100	0.01	R
	100-500	28.0	A
	500-1000	11.0	A
	> 1000	5.6	A
Pharmaceutique et parachimique	< 50	8.6	A
	50-100	1.0	R
	100-500	0.04	R
	500-1000	0.1	R
	> 1000	33.1	A

Produit	Taille de l'entreprise	Probabilité de dépasser la valeur de la statistique de Fisher (en %)	Refus (R) ou acceptation (A) de l'hypothèse
Textile	< 50	76.6	A
	50-100	10.0	A
	100-500	93.9	A
	500-1000	69.6	A
	> 1000	11.4	A
Presse et imprimerie	< 50	1.1	R
	50-100	15.7	A
	100-500	56.6	A

### 3.c. Test d'orthogonalité

L'hypothèse dit d'« absence de biais », qui a été considérée est caractérisée par les deux conditions: sans biais  $E\hat{y}_i^e = Ey_i$  et orthogonalité aux erreurs de prévision:  $E\hat{y}_i^e (y_i - \hat{y}_i^e) = 0$ . Lorsque cette hypothèse est refusée, il est important d'en déterminer la cause et notamment de savoir si ceci est dû au rejet de la condition de sans biais et/ou au rejet de la condition d'orthogonalité. Signalons d'autre part que si la notion d'anticipation optimale est définie non pas comme l'espérance conditionnelle de  $y_i$  sachant  $I_{t-1}$ , mais comme la régression linéaire de  $y_i$  sachant  $I_{t-1}$ , il a été montré (voir Gouriéroux-Pradel (1985)) que l'hypothèse  $H_0^* = \{ \text{il existe un ensemble d'information tel que } \hat{y}_i^e \text{ puisse être considéré comme la régression linéaire de } y_i \text{ sur cette information} \}$  est équivalente à la seule condition d'orthogonalité:  $E\hat{y}_i^e (y_i - \hat{y}_i^e) = 0$ . Fonder un test sur cette seule condition permet donc aussi de vérifier une notion de rationalité, en un sens il est vrai un peu plus large. Ce test de  $H_0^*$  effectué au niveau désagrégé montre que les refus de l'hypothèse  $H_0$  proviennent essentiellement d'un rejet de la condition de sans biais et non de celui de la condition d'orthogonalité. Dans un seul cas (pour les entreprises de la production chimique de 500 à 1000 salariés) le rejet de l'hypothèse d'orthogonalité n'entraîne pas le rejet de l'hypothèse d'absence du biais.

**Test de la condition d'orthogonalité:**  
R (refus), A (acceptation)

Produit	Taille	< 50	50-100	100-500	500-1000	> 1000
Agricole et alimentaire		A	R	R	R	R
Métal		A	A	A	A	A
Chimique		A	A	A	R	A
Equipement professionnel		A	A	A	A	A
Pharmaceutique et parachimique		A	A	R	A	A
Textile		A	A	A	A	A
Presse et imprimerie		R	A	A	A	R

**4. PRISE EN COMPTE DE L'ASPECT QUALITATIF**

**4.a. Description de la procédure de test**

Le test dit d'« absence de biais » est construit pour des données quantitatives et est donc peut être mal adapté aux données dont on dispose, qui sont purement qualitatives. Si nous prenons explicitement en compte cet aspect, les conclusions concernant l'hypothèse d'anticipation rationnelle peuvent être sensiblement modifiées. Une procédure de test adaptée au cas qualitatif a été proposée par Gourieroux-Pradel (1985). Elle est fondée sur l'examen des tables de contingence croisées en  $y_i, \hat{y}_i^e$ . L'hypothèse d'anticipation rationnelle s'exprime en effet de manière simple à partir de la loi du couple  $y_i, \hat{y}_i^e$ :

$y_i$	$\hat{y}_i^e$	/	-	\
/		$p_{+,+,t}$	$p_{+,-,t}$	$p_{+,-,t}$
-		$p_{=,+,t}$	$p_{=,=,t}$	$p_{=,-,t}$
\		$p_{-,+,t}$	$p_{-,,t}$	$p_{-,-,t}$

Elle s'écrit:

$$H_0 = \{ p_{+,+,t} \geq \text{Max} (p_{+,-,t}, p_{-,,t}), \\ p_{=,+,t} \geq \text{Max} (p_{+,-,t}, p_{-,,t}), \\ p_{-,+,t} \geq \text{Max} (p_{+,-,t}, p_{-,,t}) \}$$

Dans une optique descriptive, il suffit donc de construire les tables de contingence empiriques et de regarder si les éléments de la diagonale sont ou non souvent supérieurs aux éléments de la colonne correspondante.

**4.b. Application aux anticipations de demande**

Ces tableaux sont donnés pour l'ensemble des entreprises, et en partitionnant les entreprises par produit et taille; les éléments sont des pourcentages.

**Ensemble des entreprises**

$y_i$	$\hat{y}_i^e$	/	-	\
/		5.8	11.9	3.4
-		7.1	30.7	9.0
\		3.9	16.2	12.0

**Classement par produit principal de l'entreprise**

**AGRO ALIMENTAIRE**

$y_i$	$\hat{y}_i^e$	/	-	\
/		6.8	11.0	3.1
-		10.1	39.8	7.4
\		4.5	11.4	5.9

**TEXTILE**

$y_i$	$\hat{y}_i^e$	/	-	\
/		5.0	12.6	3.5
-		5.7	26.7	10.0
\		3.9	18.1	14.5

### Classement par taille

< 50				50-100					
$y_t$	$\hat{y}_t^e$	/	-	\	$y_t$	$\hat{y}_t^e$	/	-	\
/		5.1	9.5	2.9	/		5.8	11.3	3.4
-		5.8	34.9	9.8	-		7.1	30.6	10.0
\		3.1	14.9	14.1	\		3.7	14.7	13.2

  

100-500				500-1000					
$y_t$	$\hat{y}_t^e$	/	-	\	$y_t$	$\hat{y}_t^e$	/	-	\
/		5.8	12.0	3.6	/		6.3	12.4	3.5
-		7.2	29.4	9.1	-		7.3	31.0	8.3
\		4.1	16.3	12.5	\		4.4	16.1	10.7

  

> 1000				
$y_t$	$\hat{y}_t^e$	/	-	\
/		5.8	13.2	2.9
-		7.5	31.2	8.4
\		3.7	17.8	9.4

Nous avons entouré les éléments des diagonales correspondant aux colonnes en faveur de l'hypothèse d'anticipations rationnelles. Celles-ci sont en fait obtenues toujours pour la même modalité « - » de la prévision.

Il est ici vraisemblable que les résultats sont en partie masqués par un problème de collecte des données. Les questionnaires ne comportent en effet pour chaque variable que les trois modalités /, -, \ et par leur construction ne permettent pas de fournir une réponse du type « je ne sais pas ». Les entreprises ne connaissant pas de manière très précise l'évolution passée de  $y$  ou son évolution anticipée ont alors tendance à répondre: « stabilité ». Cette effet de collecte entraîne une surestimation des éléments des deuxièmes lignes et deuxièmes colonnes et de ce fait biaise le test de rationalité vers le rejet pour les premières et troisièmes colonnes.

## 5. AGREGATION DE SCHEMAS RATIONNELS

### 5.a. Effet de la structure

Nous nous plaçons dans le cas de données quantitatives et nous allons examiner successivement le problème d'agrégation à structure constante à structure se modifiant dans le temps.

#### i) Structure constante

Considérons  $K$  sous-populations, d'importances respectives  $k = 1 \dots K$ . Supposons qu'au niveau désagrégé l'hypothèse d'anticipation rationnelle soit satisfaite:

$$\forall k = 1 \dots K: \hat{y}_{k,t}^e = E(y_{k,t} / I_{t-1}).$$

On en déduit immédiatement qu'elle l'est au niveau agrégé, puisque:

$$\sum_{k=1}^K \mu_k \hat{y}_{k,t}^e = E\left(\sum_{k=1}^K \mu_k y_{k,t} / I_{t-1}\right),$$

c'est à dire:  $\hat{y}_t^e = E(y_t / I_{t-1}),$

#### ii) Structure se modifiant dans le temps

Le résultat précédent ne se généralise évidemment pas lorsque les structures changent avec le temps.

Nous notons  $\mu_{k,t}$ ,  $k = 1 \dots K$  la structure de la date  $t$ .

Comme les anticipations sont effectuées à la date  $t-1$ , nous avons

$$\hat{y}_t^e = \sum_{k=1}^K \mu_{k,t-1} \hat{y}_{k,t}^e.$$

D'autre part, les réalisations sont telles que:

$$y_t = \sum_{k=1}^K \mu_{k,t} y_{k,t}.$$

Un rejet de l'hypothèse d'anticipation rationnelle au niveau agrégé peut donc se révéler compatible avec cette hypothèse écrite à un niveau plus

iii) Prise en compte du chiffre d'affaire

Ceci nous incite à partitionner les entreprises en fonction d'une caractéristique variant dans le temps. Nous introduisons maintenant un découpage selon l'évolution du chiffre d'affaire de l'entreprise. Quatre sous-classes sont définies à l'intérieur de chaque sous-population et correspondent aux configurations suivantes :

Classe	1	2	3	4
Chiffre d'affaire	$CA_t > CA_{t-1}$ $CA_{t-1} > CA_{t-2}$	$CA_t > CA_{t-1}$ $CA_{t-1} < CA_{t-2}$	$CA_t < CA_{t-1}$ $CA_{t-1} > CA_{t-2}$	$CA_t < CA_{t-1}$ $CA_{t-1} < CA_{t-2}$

Les classes 1 et 4 décrivent des tendances respectives à la hausse et à la baisse du chiffre d'affaire. Les deux autres classes contiennent des entreprises pour lesquelles il y a un changement durant les deux périodes consécutives. Remarquons immédiatement que les classes 2 et 3 se rapprochent le plus de l'idée d'un environnement stationnaire, au sens constant dans le temps.

Les résultats des tests d'absence de biais : « R » : rejet, « A » : acceptation, sont résumés dans le tableau ci-dessous :

Test de Fisher de l'hypothèse « d'absence de biais »

PRODUIT	TAILLE	Sous classe C.A.		
		1	2	3
Agricole et alimentaire	< 50	R		A
	50-100	A	A	
	100-500	A		
Métal	< 50	A	R	A
	50-100	A		
	100-500	R	R	A
	500-1000	R		A
	> 1000		A	
Chimique	< 50	A	R	A
	50-100	A	A	A
	100-500	R	R	R
	500-1000	A	A	R
	> 1000	R	A	A
Equipement professionnel	< 50	A	A	A
	50-100	A		R
	100-500	R	R	R
	500-1000	R	R	
Pharmaceutique et parachimique	100-500	A	A	R
	500-1000	A		
Textile	< 50			R
	50-100			A
	100-500	A	A	R
	500-1000	A	A	
Presse et imprimerie	< 50	A		
	50-100	A		A
	100-500		A	A

(Les cases vides correspondent aux sous échantillons de taille trop fa



Un tableau analogue peut être construit pour la sous-hypothèse de non corrélation entre prévision et erreur de prévision.

**Test de l'hypothèse d'orthogonalité entre  $\hat{y}_t^e$  et  $y_t - \hat{y}_t^e$**

PRODUIT	TAILLE	Sous classe C.A.			
		1	2	3	4
Agricole et alimentaire	< 50	R		A	
	50-100	A	A		
	100-500	A			
Métal	< 50	A	A	A	
	50-100	A			
	100-500	A	A	A	
	500-1000	R		A	
Chimique	> 1000		A		
	< 50	A	A	A	
	50-100	A	R	R	
	100-500	R	R	R	R
	500-1000	R	A	R	
Equipement professionnel	> 1000	A	A	A	
	< 50	A	A	A	
	50-100	A		R	A
	100-500	A	A	R	A
	500-1000	A	A		
Pharmaceutique et parachimique	> 1000	A	A	A	
	100-500	A	A	A	
Textile	500-1000	A			
	< 50			A	
	50-100			R	
	100-500	A	A	R	A
Presse et imprimerie	500-1000	A	R		
	< 50	A			
	50-100	A		A	
	100-500		A	A	

Comme dans le cas des seules partitions par activité ou taille, on voit que cette sous-hypothèse est plus souvent acceptée (76% d'acceptation) que l'hypothèse jointe « d'absence de biais » (63% d'acceptation). On remarque également que les deux tests se révèlent compatibles au sens où, excepté dans quatre cas, un rejet de l'hypothèse d'orthogonalité entraîne un rejet de l'hypothèse jointe et une acceptation de l'hypothèse jointe entraîne une acceptation de la sous-hypothèse.

**5.b. Effet d'informations différentes**

Dans la procédure d'agrégation à structure constante décrite en 5.a, nous avons implicitement supposé que les agents des diverses sous-populations fondaient leurs anticipations sur la même information  $I_t$ . Cette hypothèse peut être levée. Dans ce cas l'hypothèse d'anticipation rationnelle au niveau désagrégé s'écrit :

pour tous les  $k = 1 \dots K$  
$$\hat{y}_{k,t}^e = E(y_{k,t} / I_{k,t-1}).$$

Même à structure constante, elle n'implique plus l'hypothèse d'anticipation rationnelle pour la variable agrégée  $\hat{y}_t^e$ . Nous pouvons cependant examiner les conséquences d'informations différentes sur les valeurs  $\alpha$  et  $\beta$  des coefficients de la régression :

$$y_t = \alpha + \beta \hat{y}_t^e + u_t.$$

De manière à simplifier la présentation, nous supposons qu'il est possible de ranger les informations en ordre croissant :

$$I_{1,t-1} \subset I_{2,t-1} \dots \subset I_{K,t-1}$$

On a alors les égalités suivantes :

$E \hat{y}_{k,t}^e = E y_{k,t}$  (condition de sans biais),

$E \hat{y}_{k,t}^e (y_{k,t} - \hat{y}_{k,t}^e) = 0$  (orthogonalité entre prévision et erreur de prévision),

$E [\hat{y}_{k,t}^e (y_{l,t} - \hat{y}_{l,t}^e)] = 0$  pour  $l \geq k$  (croissance des informations).

De ces égalités, on déduit que les prévisions au niveau agrégé sont sans biais, puisque :

$$E \hat{y}_t^e = E \left( \sum_{k=1}^K \mu_k \hat{y}_{k,t}^e \right) = \sum_{k=1}^K \mu_k E(y_{k,t}) = E y_t.$$

D'autre part, on a :

$$\begin{aligned} E \mathcal{Y}_t^e (y_t - \mathcal{Y}_t^e) &= E \left[ \sum_{k=1}^K \mu_k \mathcal{Y}_{k,t}^e \sum_{l=1}^K \mu_l (y_{l,t} - \mathcal{Y}_{l,t}^e) \right] \\ &= \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^K \mu_k \mu_l E \left[ \mathcal{Y}_{k,t}^e (y_{l,t} - \mathcal{Y}_{l,t}^e) \right] \\ &= \sum_{k>l} \mu_k \mu_l E \left[ \mathcal{Y}_{k,t}^e (y_{l,t} - \mathcal{Y}_{l,t}^e) \right] \end{aligned}$$

Cette quantité peut a priori être positive ou négative. Comme  $\alpha$  et  $\beta$  sont tels que :

$$\begin{cases} E y_t = \alpha + \beta E \mathcal{Y}_t^e \\ \beta = \frac{\text{cov}(y_t, \mathcal{Y}_t^e)}{V(\mathcal{Y}_t^e)} \end{cases}$$

on voit en utilisant la condition de sans biais que :

$$\begin{aligned} \alpha &= -(\beta - 1) E \mathcal{Y}_t^e, \\ \beta - 1 &= \frac{E [\mathcal{Y}_t^e (y_t - \mathcal{Y}_t^e)]}{V(\mathcal{Y}_t^e)}. \end{aligned}$$

Si à la date  $t$ , on prévoit en moyenne une baisse de la demande ( $E \mathcal{Y}_t^e > 0$ ), les coefficients  $\alpha$  et  $\beta - 1$  devraient être de signes opposés. Cette condition remplace les contraintes  $H_0$ : ( $\alpha = 0, \beta - 1 = 0$ ) obtenus dans le cas d'informations identiques. Il est même possible dans certains cas d'avoir une idée du signe des coefficients. Supposons que les évolutions  $y_{k,t}$  soient peu dispersées entre les sous populations. On peut alors considérer que ces valeurs sont confondues avec le résultat agrégé  $y_t$  et les écarts entre les prévisions proviennent non pas de réalités différentes, mais seulement d'informations différentes. On a alors si  $k > l$ :

$$\begin{aligned} E [\mathcal{Y}_{k,t}^e (y_{l,t} - \mathcal{Y}_{l,t}^e)] &= E \left\{ E(y_{l,t} / I_{k,t}) [y_{l,t} - E(y_{l,t} / I_{l,t})] \right\} \\ &= E \left[ E(y_{l,t} / I_{k,t}) - E(y_{l,t} / I_{l,t}) \right] \left[ y_{l,t} - E(y_{l,t} / I_{l,t}) \right] \\ &= E E \left\{ [E(y_{l,t} / I_{k,t}) - E(y_{l,t} / I_{l,t})] [y_{l,t} - E(y_{l,t} / I_{l,t})] / I_{k,t} \right\} \\ &= E \left[ E(y_{l,t} / I_{k,t}) - E(y_{l,t} / I_{l,t}) \right]^2 \geq 0. \end{aligned}$$

Il faut donc s'attendre à trouver, lorsqu'il y a une faible dispersion des valeurs  $y_{k,t}$ , une valeur positive de  $E \mathcal{Y}_t^e (y_t - \mathcal{Y}_t^e)$ , c'est-à-dire des coefficients  $\alpha$  et  $\beta$ , qui en période de baisse de la demande, satisferaient :  $\alpha < 0$  et  $\beta < 1$ . Ces contraintes peuvent être examinées à partir des coefficients de régression estimés dans le modèle  $y_t = \alpha + \beta \mathcal{Y}_t^e + \mu_t$ .

Plaçons-nous d'abord au niveau désagrégé par activité industrielle et taille. On peut raisonnablement penser qu'à produit donné plus la taille de l'entreprise est importante plus elle détient d'informations. Ceci nous conduit à construire pour chaque activité un tableau à double entrée dont le terme général d'indice  $k, l$  est la moyenne empirique des produits croisés entre prévisions faites par les entreprises de taille  $k$  et erreurs de prévision faites par les entreprises de taille  $l$ :

$$M_{kl} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \mathcal{Y}_{k,t}^e (y_{l,t} - \mathcal{Y}_{l,t}^e)$$

Cette quantité constitue une bonne approximation des moments théoriques  $E \mathcal{Y}_{k,t}^e (\mathcal{Y}_{l,t} - \mathcal{Y}_{l,t}^e)$ . Elle devrait donc apparaître non significative pour  $l \geq k$ , c'est-à-dire lorsque l'élément se trouve dans la partie triangulaire supérieure du tableau. Dans les tableaux ci-dessous, nous avons fait figurer les éléments  $M_{kl}$  significativement différents de zéro et nous avons remplacé les autres par zéro :

#### PRODUIT AGRICOLE ET ALIMENTAIRE

$k$	$l$	< 50	50-100	100-500	500-1000	> 1000
< 50		0	0	-0.005	-0.007	-0.008
50-100		0	-0.013	0	0	0
100-500		0	0	-0.008	0.007	-0.01
500-1000		0	0	0	0	-0.003
> 1000		0	-0.01	-0.007	-0.01	-0.02

#### PRODUIT: METAL

$k$	$l$	< 50	50-100	100-500	500-1000	> 1000
< 50		0	0	0	0	0
50-100		0	-0.02	0	0	0
100-500		0	0	0	0	0
500-1000		0	0.02	0.02	0.013	0.017
> 1000		0	0	0	0	0

PRODUIT: CHIMIQUE

$k$	$l$	< 50	50-100	100-500	500-1000	> 1000
< 50		0	0	0	0	0
50-100		0	0	-0.01	0	0
100-500	0.002	0	0	0	0	0
500-1000	0	0	0	0.014	0.012	0.015
> 1000	0	0	0	0	0	0

PRODUIT: EQUIPEMENT PROFESSIONNEL

$k$	$l$	< 50	50-100	100-500	500-1000	> 1000
< 50		0	0	0	0	-0.005
50-100		0	-0.002	0	0	0
100-500		0	0	0	0	0
500-1000		0	0	0.01	0	0
> 1000	0.015	0	0	0.009	0	0

PRODUIT: PHARMACEUTIQUE

$k$	$l$	< 50	50-100	100-500	500-1000	> 1000
< 50		0	0	0	0	0
50-100		0	0	0	0	0
100-500		0	-0.01	-0.02	0	0
500-1000		0	0	0	0	0
> 1000		0	0	0	0	0

PRODUIT: TEXTILE

$k$	$l$	< 50	50-100	100-500	500-1000	> 1000
< 50		0	-0.016	-0.01	0	-0.007
50-100		0	0	0	0	0
100-500		0	0	0	0	0
500-1000		0	0	0	0	0
> 1000	0.02	0.03	0.03	0.02	0.03	0

PRODUIT: PRESSE ET IMPRIMERIE

$k$	$l$	< 50	50-100	100-500	500-1000	> 1000
< 50		0.009	0.01	0	0	0.009
50-100		0	0	0	-0.009	0
100-500		0	0	0	0	0
500-1000		0	0	0	0.01	0
> 1000		0	0	0	0	-0.02

Le fait que la plupart des éléments soient non significatifs pour les groupes d'entreprises produisant les produits pharmaceutiques montre que l'hypothèse d'informations égales, indépendantes de la taille, serait acceptée. L'hypothèse d'information croissante avec la taille apparaît applicable aux producteurs des métaux et d'équipement professionnel. Cette hypothèse est d'ailleurs renforcée par le fait que les éléments non significatifs se trouvant dans les parties triangulaires inférieures sont positifs, ce qui était un résultat attendu.

De manière plus curieuse, les tableaux associés aux activités de la presse et de l'agro-alimentaire sont elles compatibles avec des ensembles d'information décroissant avec la taille.

Finalement, nous avons effectué les régressions de  $y_t$  sur  $\hat{y}_t^e$  pour les périodes correspondant à une baisse prévue de la demande. Nous donnons ci-dessous les valeurs des estimations de  $\alpha$  et  $\beta$ , qui d'après les raisonnements intuitifs faits précédemment, devraient être tels que:  $\alpha < 0$ ,  $\beta > 1$  ou au moins tels que  $\alpha$  et  $\beta - 1$  soient de signes opposés. Ces valeurs sont fournies pour les classes, où le nombre d'observations est suffisamment grand.

Produit	Taille	$\alpha$	$\beta$
Agricole et alimentaire	< 50	-0.08	0.6
	50-100	0.04	0.06
Chimique	500-1000	-0.17	1.22
	> 1000	-0.05	0.45
Equipement professionnel	500-1000	0.007	0.004
	> 1000	0.012	-0.62
Pharmaceutique et parachimique	< 50	-0.18	2.36
	50-100	-0.09	0.97
	100-500	-0.05	0.52
	500-1000	0.08	-0.03
	> 1000	0.15	-0.03
Textile	100-500	-0.09	3.2
	500-1000	0.14	-0.94
Presse et imprimerie	< 50	-0.01	1.06
	100-500	-0.03	1.02

L'examen du tableau montre que si la condition  $\alpha, \beta - 1$  de signes opposés apparaît souvent satisfaite, il n'en est pas de même pour les positions de  $\alpha$  par rapport à 0 et de  $\beta$  par rapport à 1.

## 6. CONCLUSION

Face aux controverses concernant la pertinence de l'hypothèse d'anticipations rationnelles, il nous a paru important d'étudier celle-ci à partir de données directes sur les anticipations d'évolution de la demande effectuées par les entreprises.

Nous avons essentiellement mené une analyse descriptive des données en essayant de construire divers résumés prenant plus ou moins en compte le caractère qualitatif des données. Il est naturel qu'une telle analyse exploratoire sans modèle ne puisse conduire à une conclusion tranchée et c'est ce qui est apparu puisque l'hypothèse n'est ni acceptée, ni refusée de manière systématique. Plus important est le fait que les procédures de tests apparaissent peu robustes. Elles sont en particulier très sensibles à divers traitements statistiques usuels comme l'agrégation des données ou la conversion sous formes quantitatives des réponses qualitatives des agents. Il paraît donc important d'effectuer de telles études directes à un niveau assez fin, de prendre en compte le caractère qualitatif des données, la possibilité d'informations différentes selon les agents, la non constance dans le temps des structures des entreprises et de leur schéma d'anticipation.

Ce manque de robustesse des procédures descriptives sur ce type de données se retrouverait certainement au niveau d'estimation de modèles utilisant de telles données d'enquêtes. Il apparaît donc souhaitable dans un tel cas de fournir des conclusions assez prudentes.

## REFERENCES

- CARLSON, J. [1977], «A study of price forecasts», *Annals of Economic and Social Measurement*, 6, 27-56.
- FRIEDMAN, B. [1980], «Survey evidence on the rationality of interest rate expectations», *Journal of Monetary Economics*, 6, 453-465.
- GOURIEROUX, C. et PRADEL J. [1985], «Direct test of the rational expectation hypothesis (with special attention to qualitative variables)», *European Economic Review*, 30, April.
- LOVELL, M. [1986], «Tests of the rational expectations hypothesis», *American Economic Review*, March.
- MALINVAUD, E. [1982], «Théorie macro-économique - T.2 - Evolutions conjoncturelles, DUNOD
- MULLINEAUX, D. [1978], «On testing for rationality: another look at the Livingstone price expectations data», *Journal of Political Economy* 86, 329-336.
- MUTH, J.F. [1961], «Rational expectations and the theory of price movements», *Econometrica*, Vol. 29, n° 6, p. 315-335.
- TURNOVSKY, S., WACHTER M. [1972], «A test of the expectations hypothesis using directly observed wage and price expectations», *Review of Economics and Statistics*, 54, 47-54.
- ZIMMERMANN K.F. [1984], «On rationality of business Expectations: a micro analysis of qualitative responses», Séminaire d'Econométrie (Dir. E. MALINVAUD).